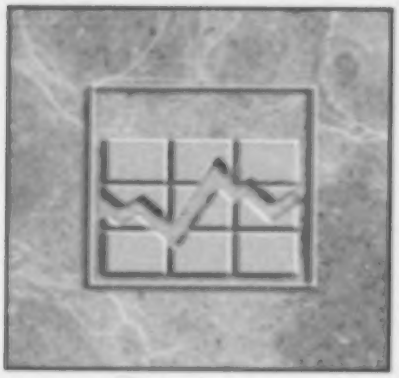
N° 75-004-M au catalogue — N° 004

ISBN 978-0-660-22752-8

Statistiques sur le travail : Documents de recherche

Impact du taux de chômage local sur la retraite définitive



par Diane Galarneau, Martin Turcotte, Yves Carrière et Eric Fecteau

Date de diffusion : le 22 avril 2015

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à infostats@statcan.gc.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros sans frais suivants :

- Service de renseignements statistiques 1-800-263-1136
- Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants 1-800-363-7629
- Télécopieur 1-877-287-4369

Programme des services de dépôt

- Service de renseignements 1-800-635-7943
- Télécopieur 1-800-565-7757

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « À propos de nous » > « Notre organisme » > « Offrir des services aux Canadiens »

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, les entreprises, les administrations et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Signes conventionnels dans les tableaux

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
0	zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
0[p]	valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
[p]	provisoire
[r]	révisé
x	confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
[E]	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié
*	valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2015

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'entente de licence ouverte de Statistique Canada.

Une version HTML **est aussi disponible.**

This publication is also available in English.

Impact du taux de chômage local sur la retraite définitive

par Diane Galarneau, Martin Turcotte, Yves Carrière et Eric Fecteau

Introduction

Dans le contexte actuel du vieillissement démographique et de la hausse de l'espérance de vie qui se poursuit, le report de la retraite apparaît comme un élément important de la croissance économique des prochaines décennies (Burniaux et al, 2004; Groupe d'experts sur les travailleurs âgés, 2008; Denton et Spencer, 2010; Castonguay et Laberge, 2010). Depuis le milieu des années 1990, un tel report a été observé chez les hommes et les femmes, quel que soit le niveau de scolarité. En 2009, les Canadiens en emploi, âgés de 50 ans, pouvaient en effet s'attendre à prendre une retraite vers l'âge de 64 ans comparativement à près de 62 ans vers le milieu des années 1990[1] (Carrière et Galarneau, 2012b).

La décision de prendre sa retraite est un processus complexe, dans lequel intervient un ensemble de facteurs comme la situation financière des individus, leurs aspirations personnelles, leur santé, leurs caractéristiques démographiques (âge, sexe, statut d'immigrant), les conditions d'emploi qu'ils ont connues tout au long de leur vie active, leur situation familiale au moment de la retraite et tous changements à cet égard, de même que des événements imprévus tels que la perte d'un conjoint, un accident ou un gain inattendu (Schellenberg et Ostrovsky, 2008).

Le taux de chômage local[2] est un autre élément à considérer. Étant donné que plusieurs études ont démontré que les mises à pied augmentent la probabilité de retraite chez les travailleurs âgés (Chan et Sewin, 1999 et 2002 ; Coile et Levine, 2009 et 2010 ; Bosworth et Burtless, 2011 ; Gutsman, Steinmeier et Tabatabai, 2011), on peut penser qu'un taux de chômage élevé pourrait avoir le même effet.

Ainsi, dans les régions où le taux de chômage est élevé, les travailleurs âgés pourraient être plus susceptibles de perdre leur emploi et d'éprouver des difficultés à réintégrer le marché du travail. Par conséquent, ils pourraient prendre leur retraite plus tôt que leurs homologues des régions à taux de chômage plus faible. Dans ce cas, les travailleurs âgés des régions à taux de chômage élevé pourraient faire face à un double risque : celui de devancer leur retraite et d'y être moins bien préparés; ils pourraient donc devoir compter sur un revenu de retraite plus faible que prévu.

Étant donné la mise en œuvre de certaines mesures gouvernementales visant à inciter les travailleurs canadiens âgés à demeurer en emploi[3], il est important de connaître l'impact des conditions économiques locales sur la décision de la prise de la retraite afin que cet élément soit également pris en considération lors de l'élaboration de politiques publiques.

Dans cet article, on examine d'abord comment a évolué l'âge anticipé de la retraite au Canada depuis 1991. Cet indicateur est dérivé de la durée anticipée de vie en emploi, qui est un concept semblable à celui de l'espérance de vie et qui tient compte non seulement des probabilités de décès, mais également des probabilités de retraite (voir **Sources de données, définitions et méthode**). Cet indicateur a déjà été estimé à partir de l'Enquête sur la population active (EPA) (Carrière et Galarneau, 2011 et 2012a, 2012b). Pour les fins de la présente étude, on utilise la Banque des données administratives longitudinales (DAL) qui a l'avantage de compter un grand nombre d'observations, ce qui permet de présenter l'âge anticipé de la retraite selon un plus grand niveau de détail géographique.

Afin d'estimer l'impact du taux de chômage local, on a réparti les régions économiques (RE) en 3 groupes distincts selon le niveau de leur taux de chômage annuel moyen (faible, moyen ou élevé). L'âge anticipé de la retraite est donc également présenté selon ces trois groupes de RE, de même que pour les grandes RE de Montréal, Toronto, Calgary et Vancouver et par province.

1. Le calcul de l'âge anticipé de la retraite dépend des hypothèses retenues. Les chiffres présentés ici sont ceux qui sont obtenus si l'on tient compte à la fois des retraites volontaires et involontaires (sous certaines hypothèses). Voir Carrière et Galarneau, 2011, pour plus de détails.
2. Dans cet article, le taux de chômage local est celui des RE. Cet indicateur a été utilisé afin de capter l'effet des conditions économiques locales sur la probabilité de la retraite. D'autres indicateurs pourraient être utilisés, voir à ce sujet *Le choix de la variable taux de chômage dans* ***Sources de données, définitions et méthode***.
3. On fait référence ici à la mesure prévoyant le report graduel de l'âge d'admissibilité aux prestations de la sécurité de la vieillesse, de 65 à 67 ans, à compter de 2023 de même que celle qui permet aux travailleurs âgés de commencer à recevoir des prestations de retraites du Régime de pension du Canada et du Régime des rentes du Québec tout en continuant de travailler.

L'âge anticipé de la retraite comporte de nombreux avantages[4] mais il demeure une moyenne agrégée et, à ce titre, il peut masquer l'effet de certaines caractéristiques. C'est pourquoi, dans un deuxième temps, afin d'isoler l'impact du taux de chômage local sur la probabilité de la prise de la retraite, on a estimé un modèle de survie où l'on examine plus spécifiquement la probabilité de la prise de la retraite à chaque année d'âge entre 50 et 61 ans. Le choix de ces âges est lié à la définition de la retraite utilisée dans cet article et à la période d'observation de la Banque DAL. L'impact des taux de chômage locaux peut ainsi être estimé pour les cohortes nées entre 1941 et 1946, entre les âges de 50 et 61 ans.

La Banque DAL étant de source administrative, elle ne permet pas d'identifier les contribuables ayant pris leur retraite. Cet article renferme donc également un volet méthodologique comparant différentes définitions de la retraite basées sur un éventail de seuils de gains d'emploi. Ces résultats sont également comparés à ceux obtenus à partir de l'EPA.

Section I : Tendances de l'âge anticipé de la retraite

Le report de la retraite : une tendance claire

L'un des indicateurs utilisé dans cet article est l'âge anticipé de la retraite, qui est calculé à partir des tables de durée de vie en emploi. Pour construire ces tables, il faut d'abord identifier les retraites. Puisque la Banque DAL ne comporte pas d'information sur les transitions vers la retraite, plusieurs définitions ont été testées et sont présentées dans **Mesurer l'âge anticipé de la retraite avec les données d'impôt de la Banque DAL**.

Une seule définition a cependant été retenue pour l'essentiel de cet article et elle est fondée sur un seuil de gain d'emploi de 5 000 $ (en dollars constants de 2011[5]). Nous avons par ailleurs adopté une définition stricte de la retraite, requérant un retrait du marché du travail pendant une période minimale de 4 ans. Cela, afin que des arrêts de travail temporaires, liés à une mise à pied ou une maladie, ne soient pas confondus avec la retraite. Pour simplifier la rédaction, ces retraites sont désignées comme étant « définitives » même si dans les faits, ce n'est pas toujours le cas (voir « **Source de données, définitions et méthode** ». La définition de la retraite est donc la suivante :

> *À partir de l'univers des personnes de 50 ans et plus, une personne est considérée comme étant « occupée » si son revenu d'emploi est de plus de 5 000 $; s'il diminue sous ce seuil et y demeure pendant au moins 4 ans, cette personne est considérée comme étant retraitée.*

Suivant cette définition, des tables de durée de vie en emploi ont été créées permettant le calcul de l'âge anticipé de la retraite à l'échelle du Canada et pour différents niveaux de détail géographique.

Les résultats montrent que de 1991 à 2007[6], l'âge anticipé de la retraite « définitive » au Canada s'est accru de 60,7 ans à 63,5[7] ans, soit une hausse de près de 3 années (graphique 1). Pour les hommes, il a augmenté de 61,3 à 64,1 ans et pour les femmes, de 59,7 à 62,7 ans. Le report de la retraite constitue ainsi une tendance claire, observée à partir des données de l'EPA (Carrière et Galarneau, 2011) et, dans le cas présent, également à partir des données de la Banque DAL.

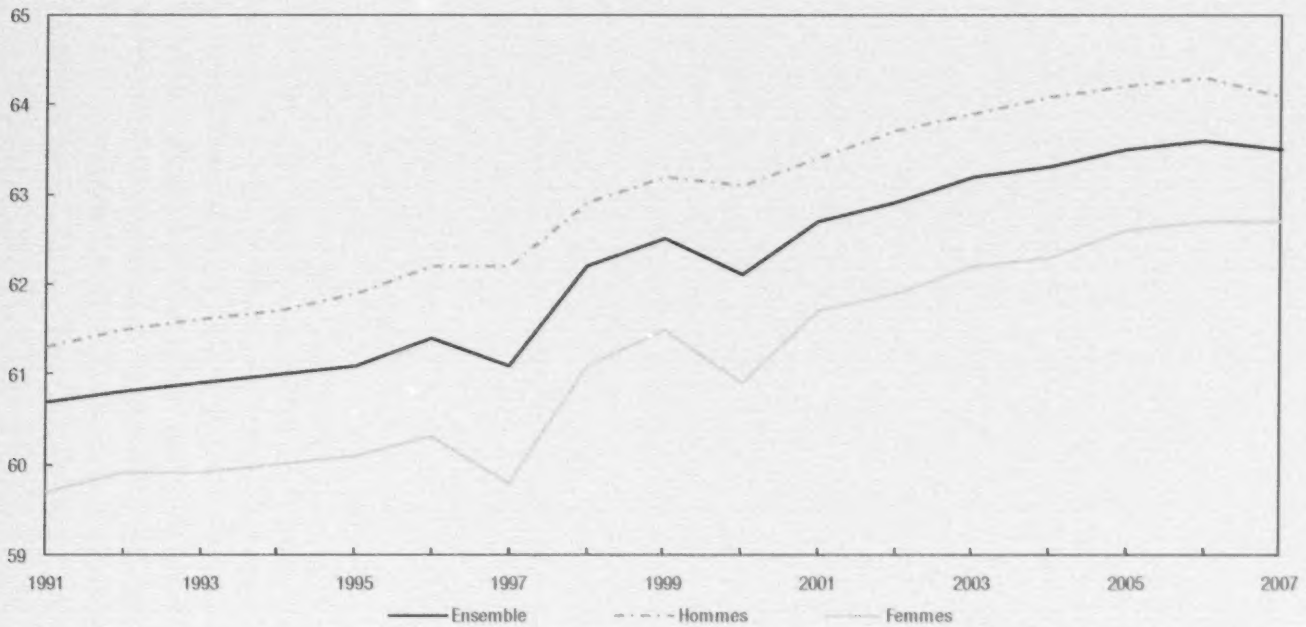
4. Tel que démontré par Carrière et Galarneau, 2011, un des principaux avantages de cet indicateur est qu'il permet de suivre l'évolution des comportements face à la retraite non pas seulement des Canadiens ayant pris leur retraite, comme le fait l'indicateur de l'âge moyen de la retraite, mais également de ceux qui ne l'ont pas encore pris. De plus, l'âge anticipé de la retraite n'est pas biaisé par la composition par âge des personnes de 50 ans et plus.

5. Toutes les valeurs en dollars de cet article ont été converties en dollars constants de 2011.

6. La Banque DAL couvre les années allant de 1982 à 2011 mais la série sur les retraites porte sur les années allant de 1991 à 2007. Avant 1991, l'introduction de plusieurs crédits d'impôt a engendré une modification de la composition des déclarants fiscaux, ce qui pourrait entraîner un biais. La série se termine en 2007 puisque la retraite définitive requiert un retrait du marché du travail pendant au moins 4 ans.

7. L'âge anticipé de la retraite calculé à partir de la Banque DAL est légèrement différent de celui calculé à partir de l'EPA. Pour plus de détails sur ces écarts, consulter **Mesurer l'âge anticipé de la retraite avec les données d'impôt de la Banque DAL**.

Graphique 1
Report de la retraite définitive[1] pour les hommes et les femmes depuis 1991



1. Ce graphique est basé sur une définition stricte de la retraite, qui requiert un retrait du marché du travail pendant une période minimale de quatre ans.
Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales (DAL), 1991 à 2011.

De faibles taux de chômage seraient liés à un âge de la retraite plus élevé

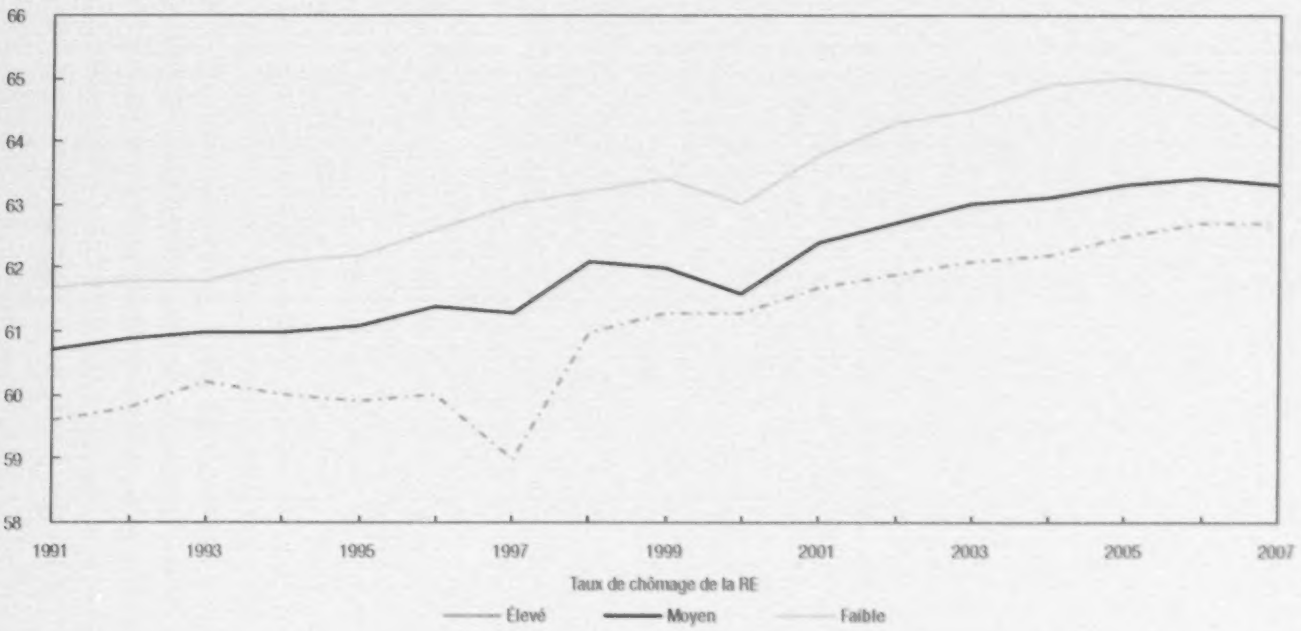
Afin de capter l'effet du taux de chômage local[8] sur l'âge anticipé de la retraite définitive, on a utilisé le taux de chômage annuel moyen de la population âgée de 15 ans et plus tiré de l'EPA de chacune des RE. Même si la retraite ne touche que les travailleurs de 50 ans et plus, le taux de chômage de l'ensemble de la population en âge de travailler a été choisi puisqu'il est plus représentatif des conditions économiques globales de chacune des RE. Aussi, cet indicateur étant fondé sur un groupe plus important, les données sont moins volatiles.

Les 73 RE du Canada ont ensuite été réparties en 3 groupes distincts selon que le niveau de leur taux de chômage était faible, moyen ou élevé. Ces regroupements ne sont pas statiques dans le temps, de sorte que certaines RE peuvent changer de groupe d'une année à l'autre suivant les tendances de leur taux de chômage[9]. On a ensuite calculé l'âge anticipé de la retraite dans ces trois groupes de RE (graphique 2).

8. Voir Note 2.

9. Les RE n'ayant pas toutes la même taille et le même poids démographique, les trois groupes de RE comportent à peu près le même nombre de RE mais ne représentent pas la même proportion de la population en âge de travailler. En général, les régions à taux de chômage faible représentent autour du quart de la population en âge de travailler du Canada, comparativement à 50 % pour les RE à taux de chômage moyen et à 25 % pour les RE à taux de chômage élevé.

Graphique 2
L'âge anticipé de la retraite définitive[1] est plus élevé dans les RE à faible taux de chômage



1. Ce graphique est basé sur une définition stricte de la retraite, qui requiert un retrait du marché du travail pendant une période minimale de quatre ans.
Note : RE signifie région économique.
Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales (DAL), 1991 à 2011.

Selon la Banque DAL, il existe un écart moyen de plus de 2 ans entre les régions à taux de chômage élevé et faible de 1991 à 2007. L'écart en 2007 était le plus faible (soit de 1,5 année). Pour cette année, un travailleur d'une région à taux de chômage élevé pouvait s'attendre à prendre une retraite à l'âge de 62,7 ans, comparativement à 64,2 ans pour un travailleur d'une région à taux de chômage faible. Ces résultats appuieraient donc l'hypothèse selon laquelle les travailleurs âgés des régions où les occasions d'emploi sont moins nombreuses auraient tendance à prendre une retraite plus tôt.

Le report de la retraite est également observé dans les trois groupes de RE. Dans les régions à faible taux de chômage, l'âge anticipé de la retraite est passé de 61,7 à 64,2 ans; dans les régions à taux de chômage moyen, il est passé de 60,7 à 63,3 ans; finalement, dans les régions à taux de chômage élevé, il est passé de 59,5 ans à 62,7 ans.

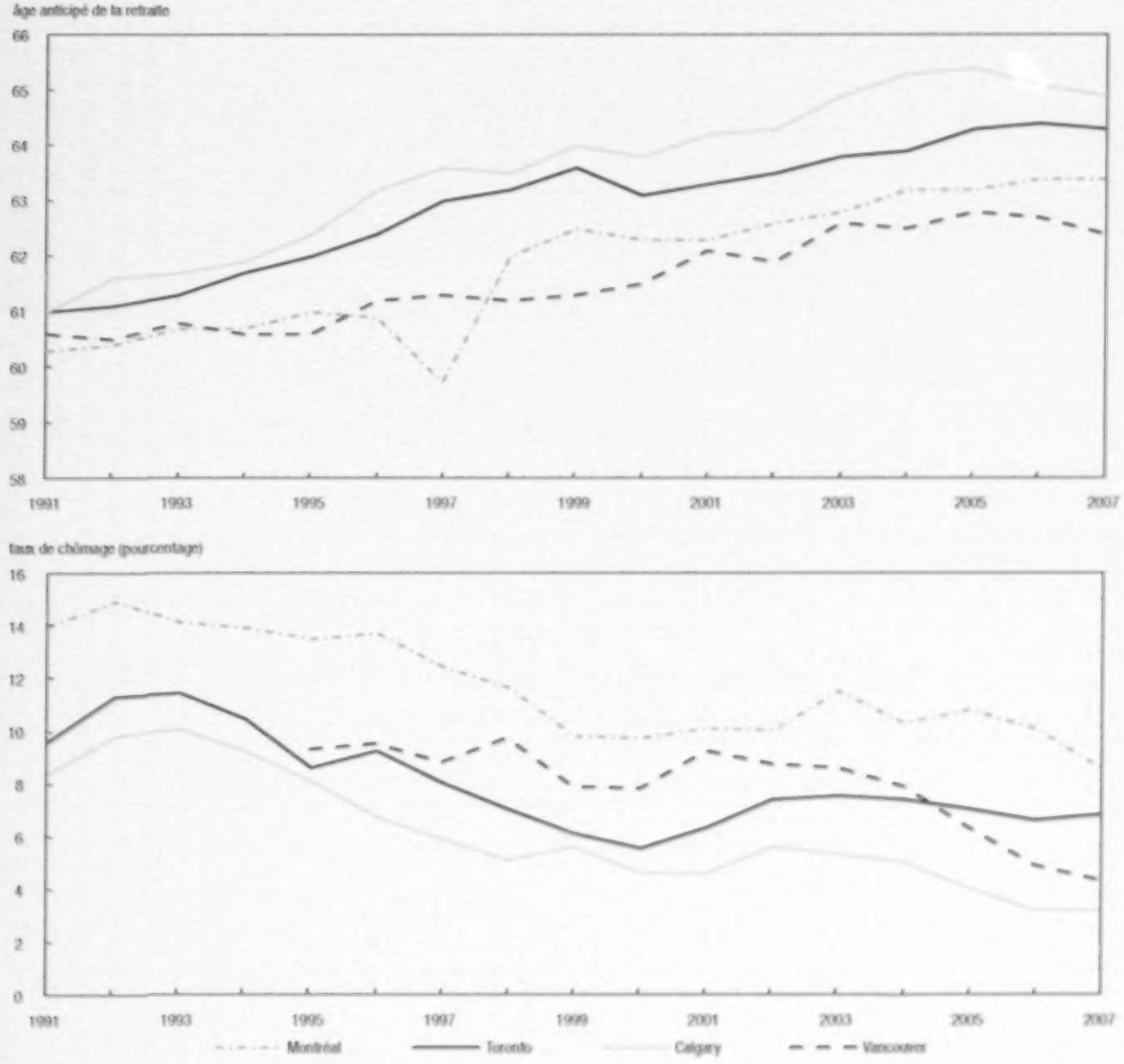
Une relation semblable pour les RE de Montréal, Toronto, Calgary et Vancouver

Le grand nombre d'observations de la Banque DAL rend possible le calcul de l'âge anticipé de la retraite définitive pour certaines RE comme celles de Montréal[10], Toronto, Calgary et Vancouver. On peut ainsi constater que cet indicateur a augmenté dans chacune de ces RE depuis 1991 et le report de la retraite est donc également observable dans ces 4 grandes RE du Canada.

En 2007, l'âge anticipé de la retraite était plus élevé à Calgary, suivi de Toronto, Montréal et Vancouver. Cet ordre s'est maintenu pendant presque toute la période, soit de 1998 à 2007 (graphique 3). Il correspond par ailleurs à l'inverse de l'ordre affiché par les taux de chômage sur une grande partie de la période, soit de 1995 à 2004.

10. La baisse prononcée en 1997, pour la RE de Montréal, qui était également observable pour l'ensemble du Québec, pourrait être attribuable en partie, aux nombreuses retraites survenues alors dans le secteur public; on note en effet une hausse de près de 34 % du nombre de retraites en cette année dans le rapport annuel de la CARRA alors que durant les autres années, les taux de croissance annuels sont de moins de 10 % (totalisations spéciales de la CARRA).

Graphique 3
Calgary affiche l'âge anticipé de la retraite définitive[1] le plus élevé et le taux de chômage le plus faible



.. indisponible pour une période de référence précise

1. Ce graphique est basé sur une définition stricte de la retraite, qui requiert un retrait du marché du travail pendant une période minimale de quatre ans.

Note : RE signifie région économique. Les données pour Vancouver ne sont pas disponibles avant 1995.

Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales (DAL), 1991 à 2011. Enquête sur la population active, 1991 à 2007.

Ces résultats tendent à appuyer l'hypothèse voulant que les travailleurs des marchés du travail locaux moins dynamiques soient poussés vers la retraite plus tôt que leurs homologues des régions plus dynamiques. Par exemple, la RE de Calgary affichait le taux de chômage le plus faible et l'âge anticipé de la retraite le plus élevé durant toute la période. Cette RE faisait d'ailleurs partie du groupe à faible taux de chômage dans le classement des RE.

Cependant, la relation n'est pas entièrement linéaire. Par exemple, la RE de Vancouver affiche un âge de la retraite plus bas que celui de Montréal, mais également un taux de chômage plus faible. Ceci illustre simplement que les conditions économiques ne sont pas le seul facteur ayant un impact sur l'âge de la retraite.

Il est important de souligner que l'âge anticipé de la retraite est plus élevé qu'auparavant pour chaque niveau de taux de chômage. Il ne faudrait donc pas croire que l'âge anticipé de la retraite est aujourd'hui plus élevé simplement parce que le taux de chômage a diminué.

Les provinces des Prairies affichent l'âge anticipé de la retraite définitive le plus élevé

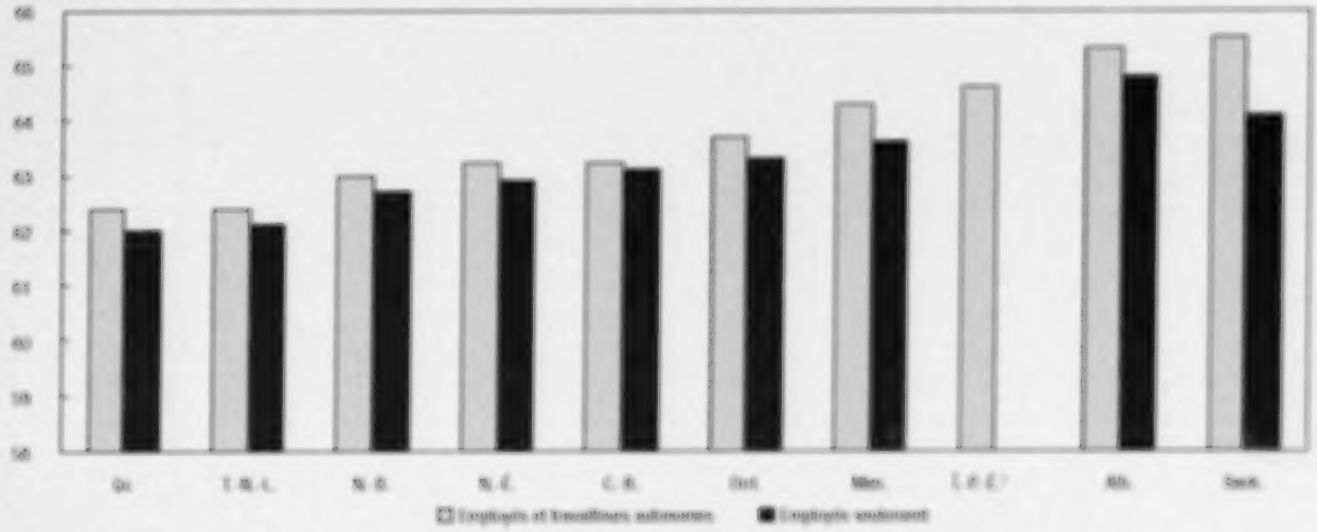
La relation entre l'âge anticipé de la retraite et le taux de chômage se vérifie également, de façon générale, selon la province (graphique 4). En 2007 par exemple, les provinces des Prairies affichaient l'âge anticipé de la retraite le plus élevé (soit entre 64,3 et 65,5 ans) et le taux de chômage le plus faible au pays (entre 3 % et 4 %). Le Québec et trois des provinces Atlantiques (Nouvelle-Écosse, Nouveau-Brunswick et Terre-Neuve-et-Labrador) connaissaient quant à elles des taux de chômage plus élevés (entre 7,0 % et 13,0 %) et des âges anticipés de la retraite généralement plus faibles (entre 62,4 ans et 63,2 ans).

La relation est cependant plus ténue pour certaines provinces, notamment la Saskatchewan, qui affichait un âge anticipé de la retraite plus élevé que l'Alberta, mais un taux de chômage plus faible; le Québec affichait quant à lui, un âge anticipé de la retraite relativement faible en comparaison de l'Ontario (62,4 et 63,7 ans respectivement), alors que leurs taux de chômage étaient assez proches en 2007 (7,2 % et 6,4 %).

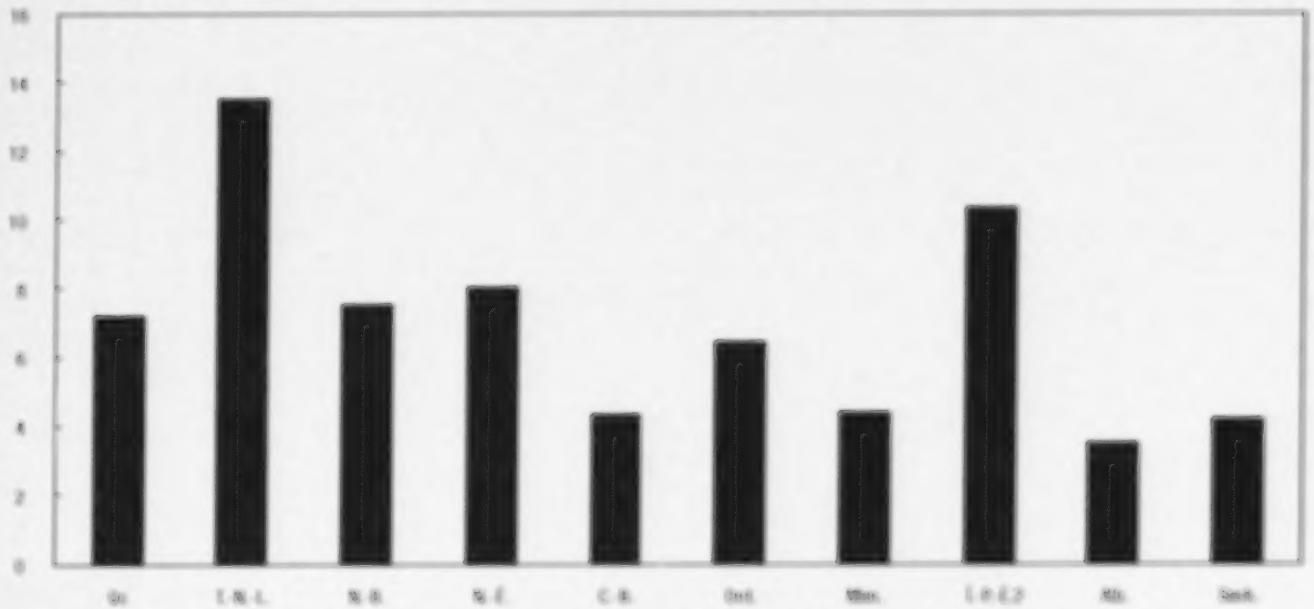
D'autres facteurs ont un impact sur l'âge de la retraite et les différences entre provinces pourraient aussi, en partie, être attribuables à des effets de composition. Par exemple, la part des travailleurs d'une province qui occupent des professions liées à l'agriculture ou qui sont travailleurs autonomes peut faire augmenter l'âge anticipé de la retraite (puisque ceux-ci prennent leur retraite plus tardivement). Ainsi, lorsque les travailleurs autonomes sont exclus, l'âge anticipé de la retraite diminue dans toutes les provinces, mais encore plus dans certaines d'entre elles où ils sont proportionnellement plus nombreux, comme la Saskatchewan ou le Manitoba (graphique 4).

Graphique 4
L'Alberta et la Saskatchewan affichent l'âge anticipé de la retraite définitive[1] le plus élevé

Âge anticipé de la retraite en 2007



Taux de chômage en 2007 (pourcentage)



1. Ce graphique est basé sur une définition stricte de la retraite, qui requiert un retrait du marché du travail pendant une période minimale de quatre ans.
Note : Il est impossible d'afficher les fondements de l'âge anticipé de la retraite pour les employés seuls de l'Île-du-Prince-Édouard en raison de la petite taille des échantillons.
Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales (DAL), 1981 à 2011, Enquête sur la population active, 2007.

Section II : Modélisation

L'effet du taux de chômage sur la retraite définitive est confirmé...

Le taux de chômage local semble avoir un effet sur la décision de prendre sa retraite lorsque l'on examine les tendances générales de l'âge anticipé de la retraite selon le taux de chômage par RE. Cependant, bien d'autres facteurs ont également un impact sur la décision de la prise de la retraite. Afin de s'assurer que la relation demeure significative une fois que ces facteurs ont été pris en compte, on a procédé à l'estimation d'un modèle de survie (*Voir Modèle de survie estimant la probabilité de la retraite* dans l'encadré **Sources de données, définitions et méthode**).

Dans ces modèles, on s'intéresse à la probabilité de la prise de la retraite pour chaque année d'âge avant 62 ans, soit entre 50 et 61 ans. Le choix de cet âge vient principalement de la définition de la retraite adoptée dans cet article (qui requiert un retrait du marché du travail pendant une période minimale de 4 ans), ce qui restreint la période d'observation aux années allant de 1991 à 2007, puisqu'au moment d'écrire cet article, la Banque DAL s'étend jusqu'en 2011. Ceci permet d'examiner l'impact du taux de chômage sur la probabilité de la prise de la retraite d'un ensemble de cohortes nées entre 1941 et 1946, à partir de l'âge de 50 ans. Les résultats portent sur les salariés[11] qui avaient des gains d'emploi de 15 000 $ ou plus à 50 ans et dont les gains ont été supérieurs à ce niveau pendant au moins 6 des 9 années avant d'atteindre 50 ans, ceci pour éviter d'inclure des déclarants ayant eu un faible lien au marché du travail[12].

Dans un premier temps, des « modèles simples » – tenant compte uniquement de l'âge et du taux de chômage de la RE de résidence – ont été estimés en utilisant le taux de chômage annuel moyen (en variable continue) de chacune des RE, tiré de l'EPA[13]. Par la suite, des modèles plus complexes ont été estimés, incorporant un ensemble de variables susceptibles d'influencer le comportement des travailleurs face à la retraite[14]. Pour chaque année d'âge, le modèle estime la probabilité qu'un travailleur prenne sa retraite, en fonction de ses diverses caractéristiques. Étant donné que ces facteurs peuvent avoir une incidence différente pour les hommes et les femmes, des modèles distincts ont été estimés selon le sexe.

Selon les résultats des modèles simples (graphique 5), entre 50 et 54 ans, très peu de travailleurs prennent leur retraite, de sorte que les probabilités de retraite sont très faibles (étant près de 0 %). Elles sont également très semblables à ces âges, quel que soient le sexe et le taux de chômage. Cependant, l'écart des probabilités de retraite s'élargit aux âges plus avancés.

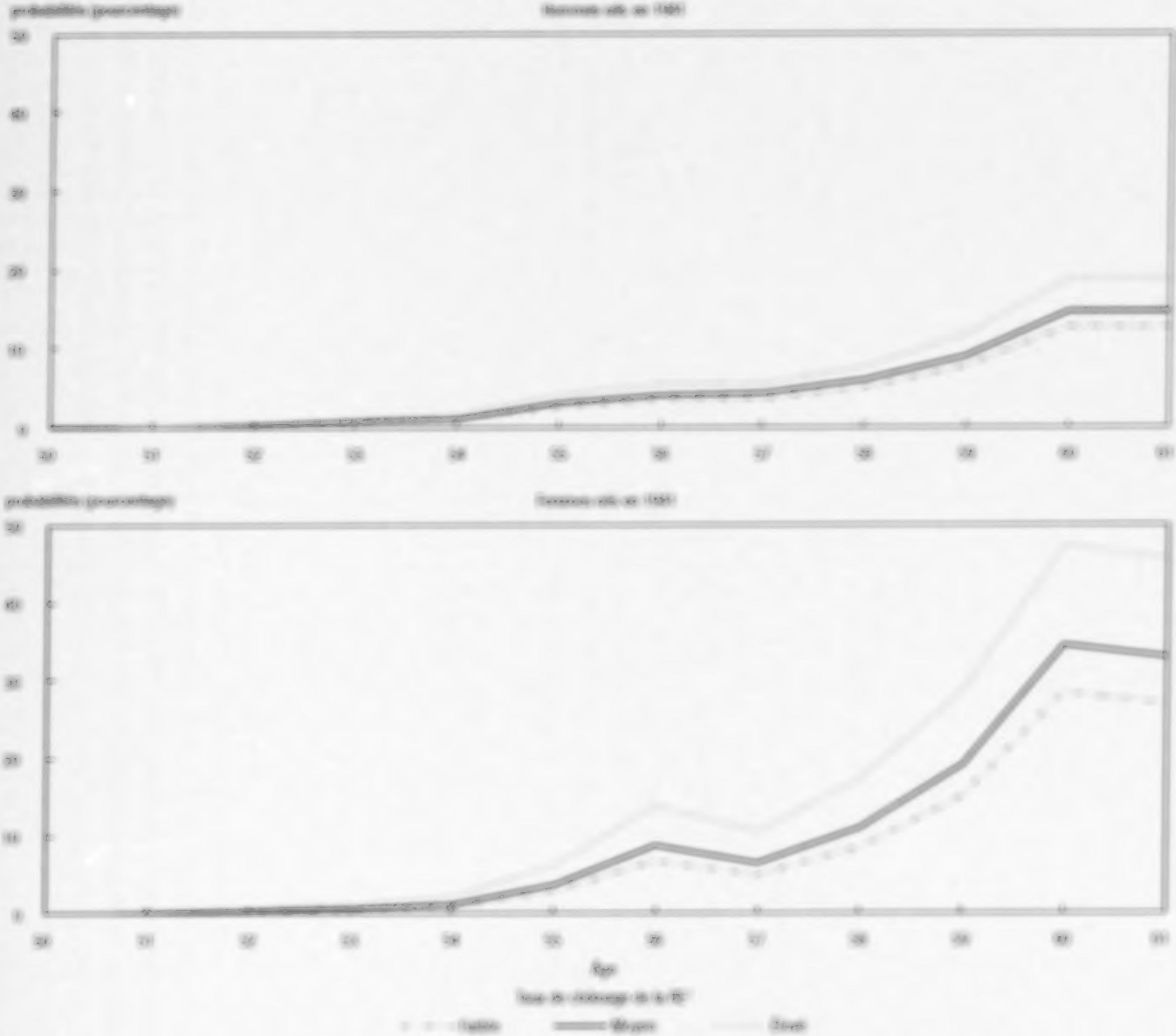
11. Les déclarants ayant des revenus d'un emploi autonome à l'âge de 50 ans ont été exclus étant donné leurs parcours et leurs caractéristiques souvent différents par rapport aux autres travailleurs. Les salariés devenus travailleurs autonomes après 50 ans sont cependant demeurés dans l'échantillon et ce facteur a été pris en compte dans le modèle.

12. Des modèles ont également été estimés sans cette limite de 15 000 $, ce qui revenait à l'univers qui a servi au calcul de l'âge anticipé de la retraite dans la section précédente. Ces modèles donnaient des résultats semblables.

13. Notons que le taux de chômage des personnes âgées entre 20 et 49 ans a été utilisé dans les modèles afin d'éviter d'introduire de l'endogénéité entre cette variable et celle portant sur la réception de prestations d'assurance-emploi des personnes de 50 ans et plus. Dans la section précédente, portant sur l'âge anticipé de la retraite, la classification des RE était basée sur le taux de chômage des personnes de 15 ans et plus. Utiliser le taux de chômage des personnes de 15 ans et plus ou des personnes de 20 à 49 ans n'avait pas d'impact sur les résultats, et ce, tant au niveau de l'âge anticipé de la retraite que dans les modèles de survie.

14. La liste de ces variables était limitée par celles qui sont disponibles dans la Banque DAL. La liste était la suivante : la situation conjugale, la présence d'une incapacité reflétée par la réclamation du crédit pour incapacité, l'obtention de prestations d'assurance-emploi au cours de l'année, la syndicalisation, un nouveau lieu de travail autonome durant l'année (oui ou non), le statut socio-économique mesuré par les revenus cumulatifs personnels de l'individu entre 1982 et 1991) et le nombre d'années de cotisation à un régime de pension.

Graphique 5
La probabilité de retraite définitive[1] est plus élevée dans les RE à taux de chômage[2] élevé, et ce, quelque soit l'âge entre 50 et 61 ans (modèle simple[3])



1. [illegible]
2. [illegible]
3. [illegible]

Note : RE signifie région économique.
Source : Statistique Canada, [illegible].

Par exemple à 61 ans, la probabilité qu'une femme de la cohorte de 1941 toujours en emploi prenne sa retraite à cet âge était de 45,5 % si elle résidait dans une RE où le taux de chômage était élevé[11]. En comparaison, cette probabilité

11. Les taux de chômage faible, moyen et élevé varient pour chacune des cohortes. Par exemple, pour les personnes nées en 1941, un taux de chômage faible correspondait, en moyenne, à un taux de [illegible] %, un taux moyen était de [illegible] %, et un taux élevé, était de [illegible] %. Ces taux ont eu tendance à diminuer étant donnée l'amélioration générale des conditions d'emploi qui s'est produite entre 1981 et 2007. Ainsi, pour la cohorte née en 1948, les taux de chômage faible, moyen et élevé étaient, en moyenne, les suivants : [illegible] %, [illegible] % et [illegible] %.

diminuait à 27,0 % pour une travailleuse du même âge et de la même cohorte, mais qui résidait dans une région où le taux de chômage était faible. Chez les hommes, les probabilités varient entre 18,8 % et 12,8 % pour la même cohorte. Ces résultats confirment donc, à l'aide d'une méthodologie différente, les résultats déjà présentés à partir de l'âge anticipé de la retraite.

La probabilité cumulative de retraite permet d'illustrer dans quelle mesure le fait de résider dans une région à fort taux de chômage est associé à un risque de départ du marché du travail avant l'âge de 62 ans. Par exemple, pour les femmes nées en 1961 qui résidaient dans une RE à taux de chômage élevé, cette probabilité était de 66,2 % (tableau 1) ; autrement dit, près de 3 femmes sur 10 dans ces régions prenaient leur retraite avant l'âge de 62 ans. En comparaison, la probabilité était de 65,8 % pour leurs homologues des RE à taux de chômage faible, soit plus de 20 points d'écart. Chez les hommes, l'écart était d'environ 10 points (58,1 % dans une RE à taux de chômage élevé, comparativement à 61,3 % dans une RE à taux de chômage faible).

Tableau 1
Probabilités cumulatives de la retraite différée[1] avant 62 ans, selon le sexe et la cohorte de naissance, modèles simples[2]

	1954	1956	1958	1960	1962	1964
	probabilité[3] (pourcentage)					
Taux de chômage local/région de RE[4]						
Femmes						
Faible	61,3	60,9	59,2	63,0	63,8	65,8
Moyen	66,2	61,9	59,6	58,1	59,4	65,1
Élevé	65,1	62,2	59,2	59,7	61,5	66,2
Hommes						
Faible	45,8	46,8	51,...	53,8	56,8	57,9
Moyen	49,6	51,8	56,8	58,7	60,2	61,9
Élevé	48,4	48,2	49,2	50,8	55,1	58,1

1. Âge auquel une personne a pris sa retraite pour la première fois, après avoir travaillé au moins un mois pendant une période donnée (ici, entre 50 et 62 ans).
2. Les modèles simples prédisent la probabilité de la retraite avant 62 ans à l'aide uniquement l'âge et le taux de chômage de la RE de résidence comme variables explicatives.
3. Allure de la courbe : chaque point sur la courbe représente la probabilité cumulative pour des niveaux de taux de chômage locaux. Jusqu'à 4 points, une probabilité est très probable et jugée vraie. La courbe de courbe correspond à une variable continue de taux de [illegible]. Chaque point de données représente la probabilité.
4. Tranches des probabilités du tableau : 4 régions/tranches au sein de la RE de résidence.

Note : RE signifie région économique.
Source : Statistique Canada, fichiers de [illegible] provenant [illegible] (DAD), 1961 to 2014.

La modélisation complète permet de tester la robustesse de ces résultats, en tenant compte d'autres caractéristiques individuelles des travailleurs qui pourraient être associées à la retraite avant 62 ans. Ces caractéristiques individuelles peuvent être corrélées au taux de chômage des régions et ne pas en tenir compte pourrait surestimer l'impact du taux de chômage sur la retraite avant 62 ans.

Le fait d'incorporer l'ensemble des caractéristiques individuelles diminue l'impact du taux de chômage. Par exemple, pour les femmes nées en 1961, résidant dans une région à taux de chômage élevé, la probabilité de la retraite définitive avant 62 ans passe de 66,2 % (tableau 1) à 7,6 % (tableau 2) en maintenant les autres facteurs constants. Chez leurs homologues masculins, elle passe de 58,1 % à 48,2 %.

Malgré cette diminution, le taux de chômage de la RE demeure un facteur significatif lorsque l'on ajoute l'ensemble des caractéristiques individuelles, et ce, pour la plupart des cohortes d'hommes et de femmes étudiées (sauf pour celle des hommes née en 1958) : plus le taux de chômage de la région de résidence d'un salarié augmente, plus sa probabilité de retraite avant 62 ans est élevée. L'écart entre la probabilité de retraite pour les RE à taux de chômage faible et élevé demeure également significatif, sauf pour les hommes de la cohorte de 1958 (tableau 2).

Ces résultats, qui révèlent un impact significatif du taux de chômage, sont conformes à ceux de plusieurs études américaines qui ont examiné l'impact de la récession de 2008 et qui concluent également que des taux de chômage élevés auraient pour effet de devancer le moment de la retraite (Coile et Levine, 2009, 2010 et 2011 ; Quinnan, Steenhuise et Tabakman, 2011 ; Stoneorth et Burtless, 2011). Ils s'apparentent également à ceux d'études canadiennes sur l'impact d'une mise à pied chez les travailleurs âgés quant à la décision de prendre leur retraite, qui concluent également que cela constitue un recul à la retraite hâtive (Farnè et Gray, 2011 ; Nasr et Schirle, 2009 ; Chan et Stevens, 1999 et 2002).

À noter cependant que, quel que soit le niveau du taux de chômage, son impact sur la probabilité de la prise de la retraite avant 62 ans est plus faible pour les cohortes plus récentes. On observe un effet un déclin de la probabilité dans le temps qui est généralement plus important dans les régions à taux de chômage élevé : chez les hommes, les probabilités de la prise de la retraite définitive diminuaient alors de 20 %, passant de 58,2 % à 38,2 %. Chez les femmes, le déclin était semblable, de près de 21 %, et les probabilités passaient de 7,6 % à 21,8 %.

Tableau 2
Probabilités cumulatives de la « récolte définitive » avant 62 ans, selon le taux de chômage de la PE, le sexe et la cohorte de naissance, modèles complets[1]

	(a)(+)	(b)(&)	(c)(+)	(d)(+)	(e)(+)	(f)(&)
	probabilités cumulées (pourcentages)					
Taux de chômage de la PE						
Hommes						
Faible	12,5	12,4	15,6	15,5	15,1	15,1
Moyen	13,1	12,9	16,1	17,1	17,0	16,1
Fort	16,1	15,9	19,1	19,0	19,1	19,1
Femmes						
Faible	15,0	15,1	18,0	18,2	18,0	18,0
Moyen	15,6	15,4	19,0	19,9	19,1	18,1
Fort	18,5	18,3	22,0	22,1	22,0	21,0

1. Voir référence dans le texte. Les probabilités cumulées sont calculées à partir des coefficients estimés des modèles complets.
2. Les modèles présentés ici sont « à la Cox » (cf. Figure 6 et « taux de chômage de la PE » des variables). Le deuxième chiffre correspond à la prédiction d'un modèle avec interaction entre le taux de chômage et le sexe (cf. Figure 7 et « taux de chômage de la PE × sexe » des variables). Le troisième chiffre correspond à la prédiction d'un modèle avec interaction entre le taux de chômage et la cohorte de naissance (cf. Figure 8 et « taux de chômage de la PE × cohorte de naissance » des variables). Les modèles avec interaction entre le taux de chômage et le sexe ou la cohorte de naissance ont été estimés sur des échantillons plus petits (« PEP 1/2 » plutôt que « PEP 1 »), mais les taux de chômage à la région de résidence, de 5 ans, 1 an auparavant ont été préférés parce qu'ils semblaient conduire à des valeurs plus élevées des log-vraisemblances (cf. « PEP 1/2 » plutôt que « PEP 1 »).
3. Même si on n'indique pas ici les probabilités cumulées avec des niveaux de taux de chômage faibles, moyen et élevés, ces probabilités sont très satisfaisantes au regard de la « qualité de l'ajustement » aux données observées (cf. Figure 6 et « taux de chômage de la PE »).
4. Compte tenu de la probabilité de « décès avant 62 ans » (cf. Figure 5 et « décès » dans la liste des variables), la probabilité de « récolte définitive » avant 62 ans est inférieure à 100 %.

Champ : PE des pays développés.
Source : Estimations à partir de l'enquête « Histoire de vie » (INED-Insee, 1999).

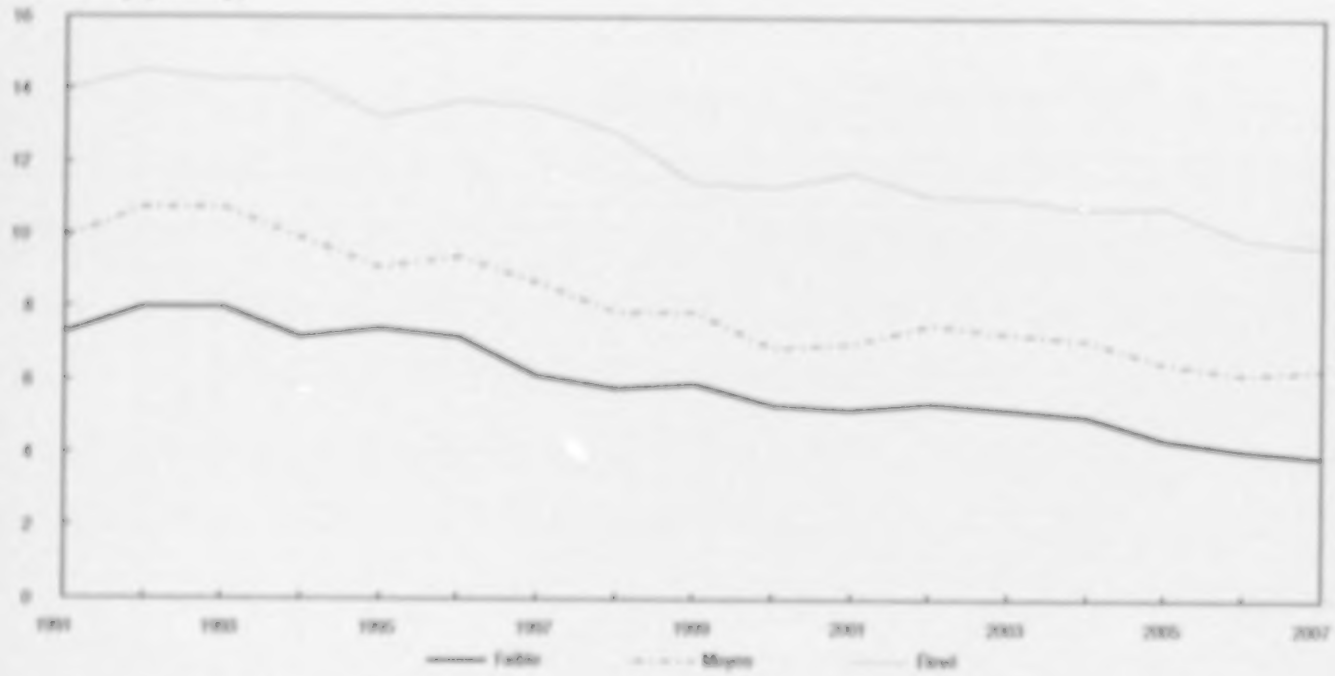
Ces résultats plus importants dans les régions à taux de chômage plus élevé ou associés à une réduction de l'écart de la probabilité de la prise de la retraite avant 62 ans entre les régions à taux de chômage faible et élevé. Chez les femmes nées en 1945, cet écart était de 3,1 points de pourcentage alors que pour celles nées en 1946, il était de 6,7 points de pourcentage. Chez les hommes, l'écart était plus faible, mais passait de 1,1 à 3 points si on écartait nul (la variable « taux de chômage » n'était pas significative pour cette cohorte).

L'amélioration générale des conditions du marché du travail observée dans toutes les économies riches des années 1990 concernait également les jeunes cette diminution pouvant aller jusqu'à réduire l'écart des taux de chômage entre PE (graphique 6), ce qui revient à affaiblir du taux de chômage plus difficile à capter dans un modèle de régression[1].

---

(1) Si la durée de la récession de 1991 a laissé des chômeurs inscrits sur l'période sont demeurés relativement élevés jusqu'en 1998 à plus de 10 % pour 5 à la Finlande jusqu'à 15 % en 2001, puis ensuite de 1991 qui a eu lieu en 1991 a été supérieure au taux taux de chômage pour chacune comme [illegible] à 12 % de la PE en 1991 à 2000 ayant suivi de 1993, pour des taux de chômage aux taux [illegible] 5 % en 1999 à 2001, [illegible] explicatives, a été inversée dans les trois groupes de PE. Cependant, la variable des taux de chômage est PE mesurée par le coefficient de variation (« à la date

Graphique 8
Le taux de chômage a généralement diminué de 1991 à 2007, quel que soit le groupe de RE



Notes : Population 15 ans et plus, RE signifie région économique.
Source : Statistique Canada, Enquête sur la population active, 1991 à 2007.

Cela peut avoir un impact sur la probabilité de la prise de la retraite avant 62 ans car des taux de chômage plus faibles sont non seulement associés à une probabilité plus faible de perdre son emploi mais également à une probabilité plus forte d'en trouver un nouveau suivant une mise à pied. Des taux de chômage plus faibles pourraient aussi faciliter le retour sur le marché du travail de certains retraités qui décident d'effectuer un retour après quelque temps.

À partir du milieu des années 1990, on observe également un report de la retraite de plus en plus prononcé à mesure que l'on se déplace vers des cohortes plus récentes. Par exemple, 49 % des hommes et 38 %[17] des femmes de la cohorte des salariés nés en 1941 sont demeurés en emploi au moins jusqu'à 62 ans, comparativement à 55 % et 47 % de leurs homologues nés en 1946. Ce report traduit un changement de comportement chez les travailleurs âgés qui a déjà été documenté (Carrière et Galarneau, 2011 et 2012). Il a probablement été également influencé par la fin des mesures d'incitation à la retraite qui avaient été offertes aux membres des cohortes nées entre 1941 et 1945. Ces mesures étaient offertes aux travailleurs de 50 ans et plus, du début au milieu des années 1990. La cohorte née en 1946 a eu 50 ans en 1996, alors que ces mesures n'étaient plus offertes.

17. Ces probabilités représentent l'inverse de la probabilité de la prise de la retraite avant 62 ans (soit 100 – la probabilité de la prise de la retraite avant 62 ans). Ces probabilités découlent de l'estimation des modèles simples sur la retraite avant 62 ans (selon la définition stricte requérant un retrait du marché du travail pendant au moins 4 ans) qui incluent uniquement l'âge et le taux de chômage de la RE de résidence comme variables explicatives.

… *Mais une incapacité aurait un impact encore plus puissant*

Même si le taux de chômage a un impact sur la retraite avant 62 ans, d'autres variables ont une influence beaucoup plus marquée. Deux facteurs, également liés à la retraite involontaire, avaient une incidence particulièrement importante : l'utilisation du crédit pour incapacité et le fait d'avoir reçu des prestations d'assurance-emploi au cours de l'année.

Par exemple, les hommes de 61 ans ayant rapporté une incapacité à cet âge avaient une probabilité de prendre leur retraite quatre fois plus élevée que ceux n'en ayant pas rapporté (soit 47,9 % et 11,5 % respectivement, tableau 3). Les femmes ayant déclaré une incapacité lors d'une année donnée étaient elles aussi nettement plus susceptibles de prendre leur retraite. Ces résultats sont conformes à ceux d'autres études qui ont montré que l'état de santé était un facteur crucial de la retraite hâtive (Park, 2010). Il faut néanmoins souligner que moins de 1 % des travailleurs ont déclaré une incapacité (et réclamé le crédit d'impôt pour incapacité) à chaque année d'âge : l'impact est donc important mais demeure un événement rare entre 50 et 61 ans.

Tableau 3
Probabilité de la retraite définitive[1] à 61 ans pour les employés toujours en emploi à cet âge, cohortes de 1941 et 1946 (modèles complexes[2])

	Hommes		Femmes	
	1941	1946	1941	1946
	probabilité prédite de retraite à 61 ans (pourcentage)			
Taux de chômage de la RE[3]				
Faible	10,2*	8,3	18,9*	14,5*
Moyen	11,4*	8,5	22,6*	15,7*
Élevé	14,0*	8,9	30,9*	18,2*
Situation conjugale				
Sans conjoint (réf.)	17,0	12,0	15,6	11,2
Mariage plus récent	11,2*	8,3*	27,1*	17,7*
Marié avec la même personne depuis l'âge de 40 ans ou avant	11,6*	8,2*	27,4*	17,1*
Divorcé	10,6*	7,0*	15,8	12,6
Déduction du crédit pour incapacité durant l'année				
Non (réf.)	11,5	8,4	22,7	15,5
Oui	47,9*	37,7*	62,4*	31,3*
A reçu des prestations d'assurance-emploi durant l'année				
Non (réf.)	10,6	8,0	20,0	14,1
Oui	20,0*	14,0*	59,7*	40,2*
Historique de syndicalisation à 50 ans				
Non (réf.)	10,2	7,0	22,1	13,2
Oui, syndiqué au moins 1 an depuis l'âge de 40 ans	9,3	6,8	15,1*	11,4
Oui, syndiqué toutes les années depuis l'âge de 40 ans	14,6*	11,4*	31,1*	22,2*
A été travailleur autonome durant l'année				
Non (réf.)	11,7	8,4	23,0	15,6
Oui	10,4	9,2	23,3	16,1
Statut socioéconomique personnel				
Quintile inférieur (réf.)	9,9	6,8	22,3	16,2
Deuxième	11,0	7,6	19,0	13,2
Troisième	11,6	9,1*	19,5	12,8*
Quatrième	14,3*	9,7*	23,7	15,8
Quintile supérieur	11,3	9,3*	30,7*	19,8
Nombre d'années de cotisation à un régime de retraite privé				
0 (réf.)	6,9	5,5	19,5	12,9
1 à 4 ans	11,2*	8,6*	18,4	15,3*
5 ans ou plus	18,2*	12,0*	32,8*	18,5*

RE signifie régions économiques
* valeur significativement différente de la catégorie de référence (réf.) au seuil de 5 % ou moins
1. Une définition stricte de la retraite a été adoptée ici, qui requiert un retrait du marché du travail pendant une période minimale de quatre ans.
2. Les modèles complets incluent, en plus de l'âge et du taux de chômage de la RE de résidence, la situation conjugale, la présence d'une incapacité (reflétée par la réclamation du crédit pour incapacité), l'obtention de prestations d'assurance-emploi au cours de l'année, la syndicalisation, un indicateur de travail autonome durant l'année (oui ou non), le statut socio-économique (mesuré par les revenus cumulatifs personnels de l'individu entre 1982 et 1991) et le nombre d'années de participation à un régime de pension. Au total, 12 modèles ont été estimés (soit un modèle complexe par sexe de chacune des 6 cohortes nées entre 1941 et 1946).
3. Même si ce tableau présente des probabilités calculées pour des niveaux de taux de chômage (faible, moyen et élevé), ces probabilités ont été estimées à partir d'un modèle de survie incorporant une variable continue du taux de chômage. Pour plus de détails, consulter "Sources de données, définitions et méthode".

Les personnes qui avaient reçu des prestations d'assurance-emploi au cours d'une année étaient elles aussi nettement plus susceptibles d'avoir pris leur retraite avant 62 ans. Cela était particulièrement vrai pour les femmes. Par exemple, chez les salariées de la cohorte de 1941 ayant atteint l'âge de 61 ans et toujours en emploi, la probabilité prédite de prendre sa retraite à cet âge était de 59,7 % pour celles ayant reçu des prestations d'assurance-emploi, soit trois fois plus (20 %) que pour les femmes n'en ayant pas reçu, tous les autres facteurs étant maintenus constants (tableau 3). On notait des écarts comparables pour la cohorte des femmes nées en 1946.

Le fait d'être syndiqué est souvent une indication de la présence de bonnes conditions d'emploi et d'un salaire relativement élevé. Le fait d'être protégé par un régime de retraite assure un certain niveau de revenu une fois à la retraite, ce qui rend plus abordable le fait de quitter son emploi, surtout lorsqu'il s'agit de retraite relativement hâtive. Il faut cependant cumuler un certain nombre d'années de protection par une convention collective ou par un régime de retraite pour que la retraite avant 62 ans soit abordable. Le modèle tient donc compte de ce facteur et démontre que la syndicalisation de longue date et la cotisation à un régime de retraite pendant au moins 5 ans étaient également associées à une plus forte probabilité de retraite avant l'âge de 62 ans.

Finalement, la situation conjugale avait un effet différent selon le sexe : chez les hommes, ceux qui étaient sans conjoint étaient plus susceptibles de prendre une retraite avant 62 ans que ceux qui étaient mariés ou divorcés. Chez les femmes, celles qui étaient mariées étaient, au contraire, plus susceptibles de quitter hâtivement le marché du travail que les femmes seules ou divorcées. Ce résultat pourrait refléter un effet de cohorte puisque l'attachement des femmes au marché du travail tend à augmenter au fil du temps. L'impact de la situation conjugale dans le modèle diminue d'ailleurs d'une cohorte à l'autre de même que l'écart de probabilités selon les différents états matrimoniaux (cet écart passant de près de 12 points de pourcentage pour entre les femmes avec conjoint et les femmes seules, la cohorte née en 1941, à environ 6 points pour celle née en 1946).

Conclusion

Cet article examine l'impact du taux de chômage local sur l'âge de la retraite à partir de la Banque DAL. Étant donné que les mises à pied tendent à faire augmenter la probabilité de la prise de la retraite chez les travailleurs âgés, on a testé l'hypothèse selon laquelle des taux de chômage plus élevés tendraient à pousser les travailleurs âgés vers la retraite plus tôt que leurs homologues des régions économiques plus dynamiques.

Pour cela, on a utilisé le taux de chômage annuel moyen de la population âgée de 15 ans et plus de chacune des RE du Canada. L'hypothèse a d'abord été testée avec l'âge anticipé de la retraite, qui s'apparente au concept de l'espérance de vie mais qui tient compte non seulement des probabilités de décès, mais également des taux de retraite.

De 1991 à 2007, il existait un écart d'environ 2 ans entre l'âge anticipé de la retraite des régions à taux de chômage faible et élevé. En 2007, l'âge anticipé de la retraite était en effet de 64,2 ans dans les régions à faible taux de chômage comparativement à 62,7 ans dans les régions à taux de chômage élevé.

Afin de s'assurer que le taux de chômage local conservait un effet significatif sur la retraite, une fois pris en compte un ensemble de caractéristiques individuelles, on a eu recours à un modèle évaluant la probabilité de la prise de la retraite pour 6 cohortes d'individus nés entre 1941 et 1946, qui ont eu entre 50 et 61 ans de 1991 à 2007. Étant donné la définition stricte de la retraite adoptée dans cet article et la période d'observation de la Banque DAL, le modèle évaluait la probabilité de la retraite avant l'âge de 62 ans pour ces cohortes.

L'impact du taux de chômage local sur la probabilité de la prise de la retraite a été confirmé pour la plupart des cohortes. Par exemple, pour la cohorte de femmes nées en 1941, la probabilité de la retraite définitive variait entre 53 % et 75 % selon que le niveau du taux de chômage de la RE variait de faible à élevé. Pour les hommes, les probabilités correspondantes étaient de 38 % et 48 %.

L'écart de probabilité entre les régions à taux de chômage faible et élevé tendait cependant à diminuer dans le temps, étant passé 21,2 points de pourcentage pour les femmes nées en 1941 à 8,7 points pour celles nées en 1946. Chez les hommes, l'écart était moins prononcé et passait de 11 points de pourcentage pour la cohorte née en 1941 à un écart nul. Cette diminution reflète en bonne partie l'amélioration des conditions du marché du travail et la convergence accrue des taux de chômage entre les RE qui a suivie.

Malgré cela, d'autres facteurs susceptibles de « pousser » les travailleurs vers la retraite plus tôt que prévu – tels qu'une mauvaise santé et le fait d'avoir perdu son emploi, avaient un effet encore plus important sur la probabilité de la prise de la retraite avant 62 ans ; chez les hommes de 61 ans toujours en emploi, la probabilité d'avoir pris sa retraite à cet âge était 4 fois plus élevée si le déclarant avait réclamé le crédit pour incapacité, et chez les femmes, elle était 2 fois plus

élevée. Les personnes qui avaient reçu des prestations d'assurance-emploi au cours d'une année étaient elles aussi nettement plus susceptibles d'avoir pris leur retraite avant 62 ans, les femmes étant alors 3 fois plus susceptibles de prendre leur retraite et les hommes, 2 fois plus.

Ces trois facteurs sont davantage associés à la retraite involontaire et à des éléments susceptibles de pousser les travailleurs vers la retraite, souvent plus tôt que prévu. L'étude a également examiné l'impact d'autres facteurs qui sont plutôt associés à la retraite « volontaire » comme la syndicalisation de longue date et le fait de cotiser à un régime de retraite pendant au moins 5 ans. Ces facteurs sont aussi associés à une plus forte probabilité de la prise de la retraite avant d'atteindre 62 ans et leur effet est plus important que celui du taux de chômage.

Les résultats de la présente étude ont aussi permis de valider, à partir d'une banque de données longitudinales (la Banque DAL), le report de la retraite estimé à partir des données de l'EPA dans une étude précédente. Il est important de noter que la probabilité de la prise de la retraite avant l'âge de 62 ans était systématiquement plus faible à mesure que l'on se déplace vers des cohortes plus jeunes, et ce, chez les hommes comme chez les femmes. Ce résultat montre à quel point le report de la retraite est une tendance lourde et que depuis l'arrivée des baby-boomers parmi les personnes de 50 ans et plus, la tendance à la retraite anticipée s'est nettement inversée.

Sources de données, définitions et méthode

Cet article s'appuie principalement sur les données provenant de la Banque de données administratives longitudinales (DAL) de 1991 à 2011 de même que sur celles provenant de l'Enquête sur la population active (EPA) de 1976 à 2011 à des fins de comparaison (voir **Mesurer l'âge anticipé de la retraite avec les données d'impôt de la Banque DAL**).

Banque DAL

La Banque DAL comporte un échantillon de 20 % des dossiers fiscaux T1 qui, au moment de l'analyse, portaient sur une période couvrant les années allant de 1982 à 2011. La Banque DAL est de source administrative et compte peu de variables sur les caractéristiques démographiques et du marché du travail des individus, mais contient en revanche un grand nombre d'observations sur près de 30 années et un niveau de détail élevé sur les sources de revenus. Cette base de données étant longitudinale, elle permet de suivre les déclarants au fil du temps et d'observer des phénomènes de transition, comme celui de la retraite.

Définitions de la retraite

La retraite est un concept difficile à définir, ce qui explique les nombreuses définitions et le fait qu'à ce jour, aucune ne fait vraiment consensus. Le choix de la définition est souvent dicté par la question de recherche et la base de données utilisée. On peut cependant dégager 3 grands critères sur lesquels les définitions sont habituellement basées (Denton et Spencer, 2008 ; Ekerdt et deViney, 1990) :

1. L'auto-identification
2. La réception de prestations de retraite
3. La réduction de l'effort de travail ou des gains d'emploi

Étant donné l'utilisation de la Banque DAL, qui est une base de données de source administrative, le critère de l'auto-identification est exclu puisqu'aucun déclarant fiscal ne peut s'auto-identifier comme retraité. La perception de prestations de retraite n'a pas été retenue non plus puisque le fait de percevoir ce type de prestation n'est qu'une indication que les travailleurs remplissent les conditions d'admissibilité aux régimes de retraite. Une personne pourrait percevoir des prestations de retraite tout en maintenant un niveau élevé d'activité sur le marché du travail. Nous avons donc utilisé un critère lié à la réduction des gains d'emploi (en l'absence de celui des heures de travail).

Cette étude porte sur les années allant de 1991 à 2011 puisque, avant cette période, la proportion de Canadiens qui produisaient une déclaration de revenu était en croissance en raison de l'introduction de certains crédits d'impôt (ceux sur la taxe de vente fédérale en 1986, sur la taxe sur les produits et services en 1989 et le crédit d'impôt pour enfants de 1991, qui a eu un impact au début des années 1990). Au moment de rédiger cet article, la dernière année disponible de la Banque DAL était 2011. Étant donné la définition stricte de la retraite utilisée dans cet article, les retraites définitives peuvent être observées de 1991 à 2007.

Nous avons également adopté un concept de géographie constante, ce qui rend les RE comparables dans le temps malgré les fusions, les scissions et les changements de limites géographiques. Les limites des RE sont celles de 2006 pour toute la période d'observation.

L'univers du présent article comprend les personnes susceptibles de prendre leur retraite, soit les individus âgés entre 50 et 80 ans qui avaient un revenu d'emploi à un moment donné durant notre période d'observation. Les retraités sont les individus

qui sont passés d'un état de personne occupée (ayant un revenu d'emploi[18] de plus de 5 000 $) une année donnée à celui de retraitée (ayant un revenu d'emploi de 5 000 $ et moins) l'année suivante. Pour que la retraite soit considérée comme étant « définitive», le revenu d'emploi des individus doit demeurer sous le seuil établi pendant au moins 4 ans. Ce seuil de 5 000 $ a été déterminé en fonction de la répartition des gains d'emploi dans la Banque DAL, et correspond au revenu que pourrait gagner une personne travaillant au plus 10 heures par semaine au salaire minimum pendant environ un an. Toutes les valeurs monétaires ont été converties en dollars de 2011.

Les personnes qui décédaient étaient généralement exclues sauf lorsque le décès survenait après leur « retraite » (soit après la diminution de leur revenu d'emploi sous le seuil définissant la retraite[19]). Dans ces seuls cas, le critère de la période minimale de 4 ans n'était pas respecté. Les retraites des personnes qui décèdent peu de temps après ont été conservées puisque les décès sont plus fréquents aux âges plus avancés et les éliminer pourrait sous-estimer l'espérance de vie en emploi. Cette approche est légèrement différente de celle adoptée lors de l'estimation du modèle de survie qui n'accepte que deux états possibles, en l'occurrence, être en emploi ou non.

Environ 5 % des déclarants fiscaux omettent de produire leur déclaration de revenus une année ou bien la soumettent en retard. Ces déclarations ne sont pas incluses dans le fichier que reçoit Statistique Canada. C'est pourquoi, dans cet article, un individu est considéré comme étant retraité s'il est présent dans le fichier pendant les 5 années qui servent à déterminer son statut de retraité (soit l'année de sa retraite et les 4 années suivantes). Pour être considéré en emploi, un individu doit être présent dans le fichier durant l'année d'observation et gagner plus de 5 000 $.

Dans certains cas, une personne peut avoir pris plus d'une retraite. En effet, même si on tente de capter la retraite « définitive », on observe un certain nombre de retours sur le marché du travail des personnes identifiées comme « retraitées ». Par exemple, environ 10 % des retraités de notre échantillon ont effectué un retour sur le marché du travail après la période de 4 ans. Si l'on réduit la période minimale de retrait du marché du travail à 2 ans, environ 21 % des retraités effectuaient un retour sur le marché du travail[20]. Lorsque les déclarants affichaient plus d'une retraite, l'ensemble de leurs retraites ont été prises en compte dans le calcul de l'âge anticipé de la retraite, et ce, pour éviter de biaiser à la baisse l'âge de la retraite[21].

Calcul de la durée anticipée de vie en emploi

Le calcul de la durée anticipée de vie en emploi à 50 ans se fait de façon semblable à celui de l'espérance de vie à 50 ans, la principale différence étant qu'à la probabilité de décès, on ajoute la probabilité de la prise de la retraite. Cela donne le nombre d'années à passer en emploi à partir de l'âge de 50 ans si la mortalité et les taux de retraite à chaque âge demeuraient à leur niveau observé une année donnée[22]. Dans cet article, les taux de retraite ont été calculés à partir de la Banque DAL, alors que les taux de mortalité viennent de la Base de données sur la longévité canadienne (Université de Montréal, 2012).

Modèle de survie estimant la probabilité de la prise de la retraite

Le modèle de survie utilisé est un modèle de régression logistique multi-niveaux (à effets fixes et constantes aléatoires). Pour chaque année d'âge, la probabilité de la prise de la retraite définitive, telle que définie dans cet article, est l'événement d'intérêt estimé par le modèle de survie. Ce modèle binaire tient compte de la non-indépendance des observations, en incluant, en plus des effets fixes, des constantes aléatoires pour l'individu (niveau 2) et la RE de résidence (niveau 3). L'effet des variables indépendantes est estimé au niveau 1, et les coefficients correspondent aux effets fixes (transformés en probabilités prédites, en maintenant les co-variables à leur valeur moyenne dans la population étudiée).

Dans ce modèle, chaque année d'âge pour laquelle un salarié est en emploi correspond à une observation. Un salarié n'ayant pas pris sa retraite au cours de la période comptera donc pour 12 observations dans le modèle (soit les 12 « occasions » qu'il avait de prendre une retraite définitive entre l'âge de 50 et 61 ans). Les personnes qui sont décédées au cours de la période sont exclues de l'analyse de survie pour laquelle seuls deux événements sont possibles, soit de demeurer en emploi durant toute la période ou de s'en retirer, durant 4 années consécutives.

Le choix de la variable « taux de chômage »

Dans cet article, on a utilisé la variable « taux de chômage » par RE pour estimer l'effet des conditions économiques locales sur la probabilité de la prise de la retraite . D'autres variables auraient pu être utilisées, comme le taux d'emploi, qui est aussi disponible par RE dans l'EPA. L'exercice a d'ailleurs été tenté. On a en effet estimé le même modèle en substituant le taux d'emploi au taux de chômage. Les résultats étaient alors semblables : pour les hommes nés en 1941, la probabilité de prendre leur retraite avant 62 ans passait de 36 % dans les régions où le taux d'emploi était de 85 % à 57 % dans celles où il n'était que de 55 %. On observait donc une relation semblable à celle que l'on obtenait avec le taux de chômage, mais inversée; dans les régions « plus dynamiques » (à taux d'emploi plus élevé ou à taux de chômage plus faible), la probabilité de la prise

18. Pour les salariés, le revenu d'emploi est celui rapporté dans les feuillets T4 incluant les salaires et les commissions avant déduction et les autres revenus d'emploi (par exemple, les pourboires, les gratifications et les jetons de présence ainsi que d'autres composantes de revenus qui ont changé au fil du temps). Pour les travailleurs autonomes, il s'agit du revenu brut d'un emploi autonome. Toutes les valeurs en dollars ont été converties en dollars constants de 2011.

19. Lorsqu'il y a décès, ces déclarants doivent cependant avoir été à la retraite pendant au moins un an pour être considérés comme retraités.

20. Notons que ces pourcentages sont une moyenne des retours observés entre 1991 et 2002 puisqu'à mesure que le temps passe, on observe de moins en moins de retours. Par exemple, les retraités de 1991 ont 16 ans pour effectuer un retour alors qu'il est impossible d'observer des retours pour les retraités de 2007. Ceci constitue le phénomène de « censure à droite ».

21. Si l'on avait pris les premières retraites des individus, cela aurait créé des pressions à la baisse sur l'âge anticipé de la retraite, alors qu'au contraire, si l'on avait pris seulement les dernières retraites des individus, cela aurait créé des pressions à la hausse sur l'âge anticipé de la retraite.

22. Pour plus d'information sur la méthode de calcul, consulter Carrière et Galarneau, 2011.

de la retraite avant 62 ans est moindre et inversement. Chez les hommes nés en 1946, les probabilités passaient de 38,5 % à 31,9 % pour les mêmes taux d'emploi. On constatait donc également un effet moins important à mesure que l'on se déplace vers des cohortes plus jeunes.

Même si un seul modèle basé sur le taux de chômage a été présenté, plusieurs versions ont été testées. Par exemple, on a vérifié si l'utilisation du taux de chômage de l'année courante seulement n'avait pas pour effet de diminuer l'impact de cette variable sur la probabilité de la retraite. Nous avons donc testé différentes versions du taux de chômage (une moyenne de 3 ans, puis une moyenne de 5 ans, avec pondération plus élevée pour les années proches de l'année courante et moins élevée pour les années plus éloignées et également sans une telle pondération). Les résultats se sont tous avérés très semblables à ceux présentés dans cet article.

Par ailleurs, on a aussi tenté d'utiliser le taux de chômage de la population d'intérêt dans le modèle (soit des personnes de 50 ans et plus) au lieu de celui du groupe des personnes de 20 à 49 ans. Cette variable pourrait cependant être liée à celle portant sur la réception de prestations d'assurance-emploi et créer de l'endogénéité. On a donc estimé le modèle avec la variable « taux de chômage de la population âgée de 40 à 49 ans », qui est un groupe s'approchant de la population d'intérêt. Cela a eu pour effet de diminuer de façon générale l'effet du taux de chômage qui pourrait être attribuable à la plus grande volatilité de cette variable étant donné qu'elle est basée sur un nombre plus faible d'observations.

Le modèle principal retenu s'est donc concentré sur le taux de chômage de la population des personnes de 20 à 49 ans (en variable continue) étant donné que cette variable était représentative du dynamisme global des marchés du travail locaux et qu'elle était fondée sur un grand nombre d'observations. Une version groupée de cette variable a également été testée, regroupant les RE à taux de chômage faible, moyen et élevé, ce qui correspondait à la variable utilisée dans la section 1. Cette variable perd cependant en niveau de détail puisque des RE à taux de chômage de 16,5 % peuvent être dans le même groupe que des régions dont le taux est de 11 %, par exemple. De fait, cette variable était beaucoup moins significative. Les résultats ont cependant été présentés selon des catégories de taux de chômage (à l'aide de simulation à partir du modèle). Ces catégories varient en fonction des taux auxquels était exposée chacune des cohortes. Étant donné l'amélioration générale des conditions d'emploi, les taux de chômage de chacune des catégories diminuaient pour chaque cohorte.

On a également testé, à l'aide de variables interactives, si l'effet du taux de chômage sur la retraite variait en fonction de l'âge (par exemple si l'effet était plus important pour les personnes de 61 ans que pour celles de 55 ans). Ces modèles n'ont cependant pas révélé de telles tendances.

Mesurer l'âge anticipé de la retraite avec les données d'impôt de la Banque DAL

Puisque la Banque DAL ne comporte pas de variable permettant d'identifier les personnes qui prennent leur retraite, on a établi et comparé différentes définitions de la retraite basées sur un éventail de seuils de gains d'emploi de même que sur des ratios de gains d'emploi. Ces résultats ont été comparés à ceux obtenus à partir de l'EPA.

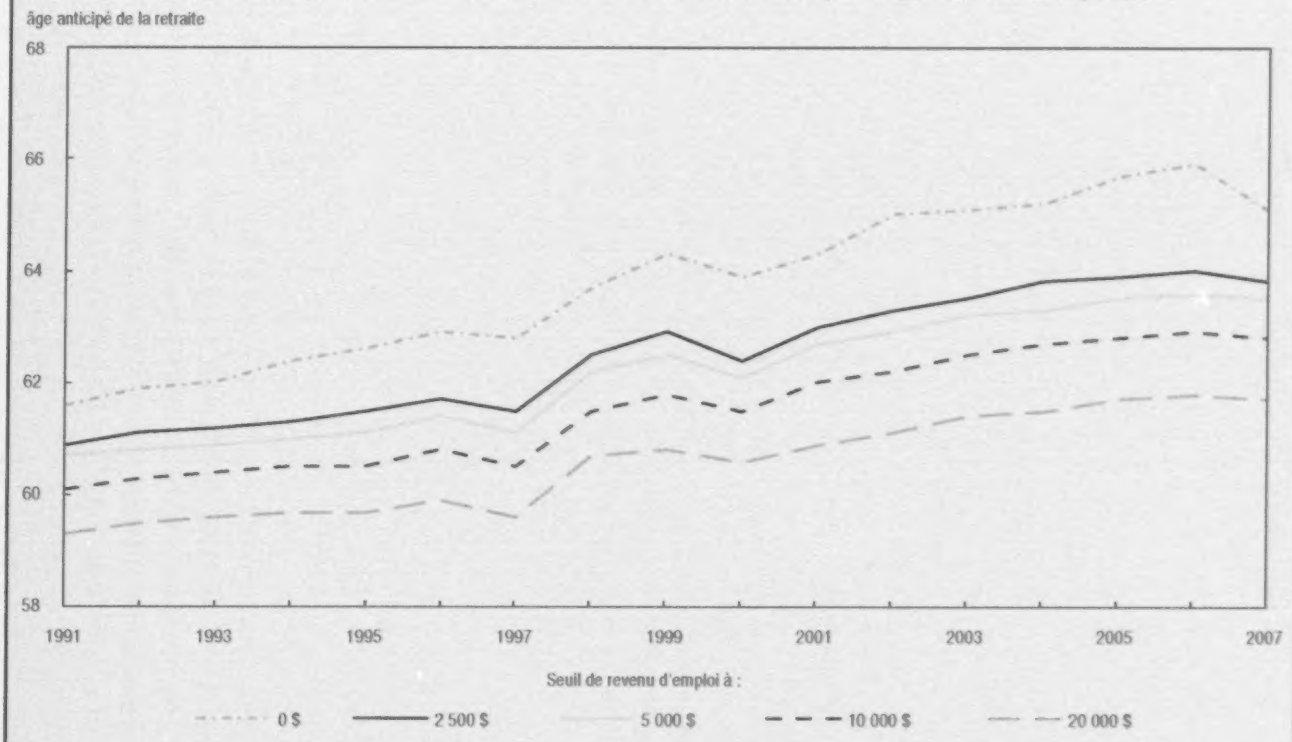
Un report de la retraite quelle que soit la définition

À partir des personnes susceptibles de prendre leur retraite présentes dans la Banque DAL, soit les individus âgés entre 50 et 80 ans qui étaient occupés à un moment donné entre 1991 et 2007, on a sélectionné les retraités, soit les individus qui sont passés d'un revenu d'emploi de plus de 5 000 $ en une année à un revenu d'emploi de 5 000 $ et moins l'année suivante et qui ont maintenu ce niveau de revenu d'emploi pendant au moins 4 ans. Ces retraites ont été utilisées pour estimer des taux de retraite selon l' âge et le sexe et, enfin, pour calculer un âge anticipé de la retraite (voir **Sources de données, définitions et méthode**).

Plusieurs seuils de revenu d'emploi ont été testés et révèlent tous des tendances semblables, soit un report de la retraite mais des âges anticipés de la retraite plus ou moins élevés.

Même si les résultats affichés ici portent uniquement sur des seuils de gains d'emploi, on a aussi testé des définitions combinant des seuils et des ratios de gains d'emploi. Par exemple, pour qu'un individu soit considéré comme ayant pris sa retraite, ses gains d'emploi devaient diminuer sous un certain seuil et ses gains devaient aussi représenter moins de 10 % de ses gains moyens des 5 années précédant ceux obtenus durant l'année de sa présumée retraite. Ces définitions donnaient des résultats semblables mais nous forçaient à éliminer des individus étant donné qu'il fallait revenir dans le passé pour établir le ratio et éliminer les valeurs manquantes.

Graphique A.1
À mesure que diminue le seuil du revenu d'emploi dans la définition de la retraite, l'âge anticipé de la retraite augmente



Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales (DAL), 1991 à 2011.

Différentes durées de retraite ont également été testées. Nous avons opté pour un retrait d'au moins 4 ans qui donnait des résultats semblables à ceux obtenus à l'aide de l'EPA. D'autres critères ont également été testés, comme un retrait d'au moins 2 ans. Cependant, lorsque ce critère était combiné à un seuil de 5 000 $, il donnait lieu à une proportion relativement élevée de retours (plus de 20 %) alors qu'avec le critère de 4 ans, la proportion de retours diminuait de moitié.

À mesure que l'on abaisse le seuil de revenu d'emploi dans la définition de la retraite, l'âge anticipé de la retraite s'élève (graphique A.1). Par exemple, un écart de près de 4 ans est en effet observé en 2007, selon que le seuil est nul ou de 20 000 $. La tendance observée entre 1991 et 2007 demeure toutefois relativement identique quel que soit le seuil retenu.

L'indicateur de l'âge anticipé de la retraite dépend grandement des taux de retraite : lorsqu'ils augmentent, l'âge anticipé de la retraite diminue (étant donné que la cohorte fictive de départ, composée d'individus âgés de 50 ans, s'éteint plus rapidement)[23]. Le fait d'abaisser le seuil fait diminuer les taux de retraite puisque le nombre d'emplois (le dénominateur du taux de retraite) augmente alors plus rapidement que le nombre de retraites (le numérateur).

23. Cette relation se vérifie pour chaque année d'âge mais l'effet d'une augmentation du taux de retraite sera plus important s'il survient tôt, comme dans la cinquantaine plutôt que dans la soixantaine ou dans la soixante-dizaine puisqu'il retranche alors un plus grand nombre d'années potentiellement en emploi.

Une tendance comparable à celle obtenue avec l'EPA

Les tendances de l'âge anticipé de la retraite obtenues à l'aide de la Banque DAL ont été comparées à celles obtenues à partir des données de l'EPA. L'EPA permet d'observer l'âge anticipé de la retraite pour la période allant de 1976 à 2012[24]. Les deux sources de données indiquent un report de la retraite (graphique A.2[25]). Une différence d'environ une demi-année sépare en moyenne l'âge anticipé de la retraite calculé à l'aide de l'EPA de celui provenant de la Banque DAL (avec un seuil de 5 000 $).

Graphique A.2
Un report de la retraite quelles que soient la source et la définition

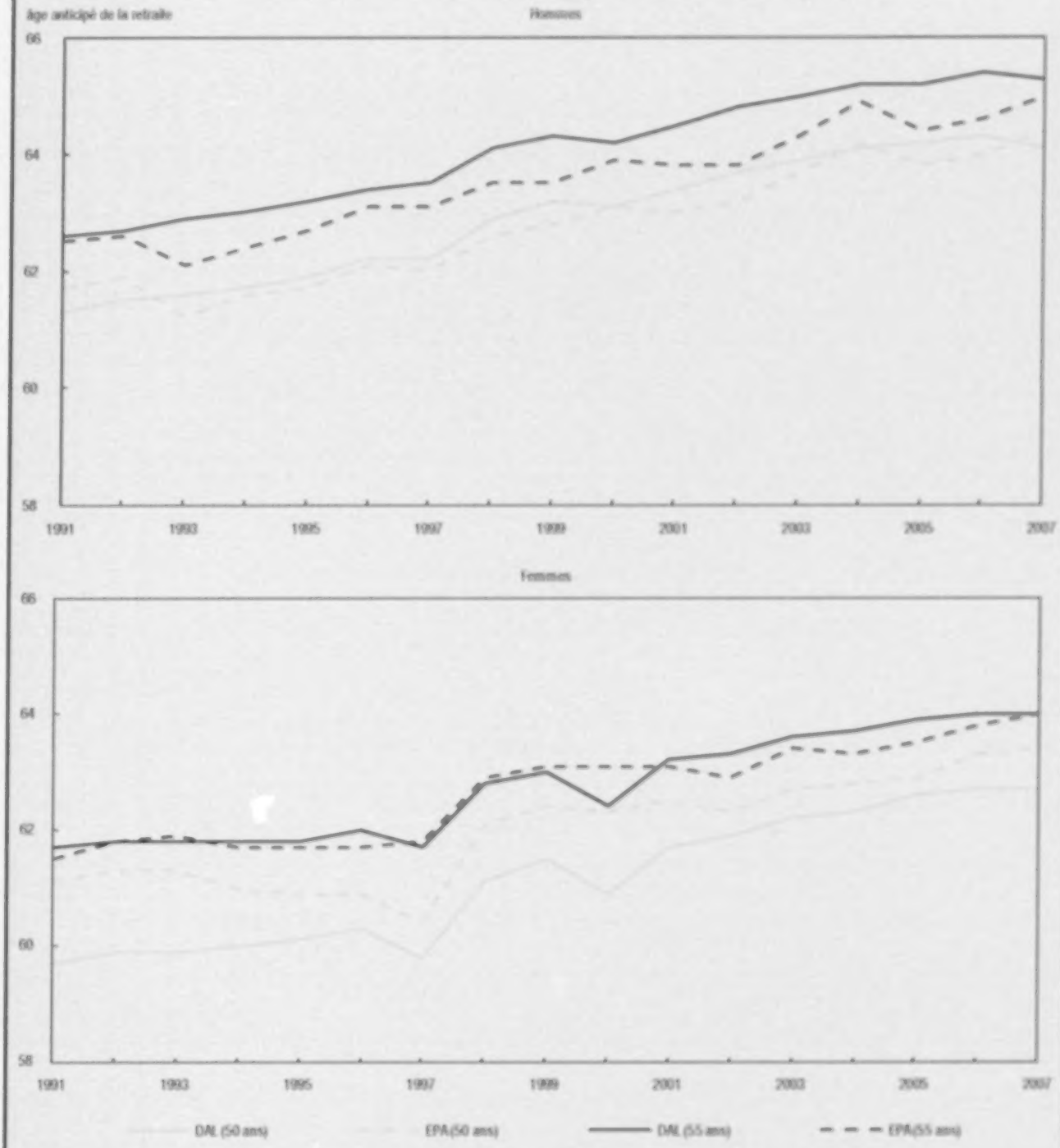
1. Avec un seuil de revenu d'emploi de 5 000 $.
Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales (DAL), 1991 à 2011; Enquête sur la population active (EPA), 1976 à 2009.

L'écart est observé principalement chez les femmes (graphique A.3). Ceci pourrait s'expliquer par le fait que dans l'EPA, les retraites involontaires ne sont pas inclues avant l'âge de 55 ans alors qu'elles sont comprises par défaut dans la Banque DAL. L'effet est plus prononcé chez les femmes puisqu'elles sont probablement plus susceptibles que les hommes de détenir des emplois peu rémunérés avant l'âge de 55 ans, lesquels se terminent probablement plus souvent par des retraites telles que définies dans cet article; ceci augmente le taux de retraite et diminue l'âge anticipé de la retraite. L'écart est par ailleurs plus prononcé de 1991 à 1993, ce qui pourrait être lié à la récession du début des années 1990. La récession aurait accru l'effet des retraites involontaires chez les femmes entre 50 et 55 ans. L'écart entre les deux sources disparaît toutefois pour les femmes lorsque l'âge anticipé de la retraite est estimé à partir de la durée anticipée de vie en emploi à 55 ans.

24. Même si l'on utilise les données de l'EPA de 1976 à 2013, l'âge anticipé de la retraite n'est observable que de 1976 à 2012 étant donné que la question de l'EPA pour identifier les retraités au cours d'une année requiert 2 ans d'observation. Pour plus de détails sur la méthodologie, voir Carrière et Galarneau, 2011.

25. À noter que l'âge anticipé de la retraite de l'EPA est ici estimé à partir de valeurs annuelles et non de moyennes mobiles sur 3 ans comme dans Carrière et Galarneau, 2011 et 2012. L'indicateur inclut les retraites volontaires et involontaires de 1976 à 2012. Dans les articles précédents, les retraites involontaires remontaient jusqu'à 1997 seulement étant donné un changement dans la question permettant d'identifier les fins d'emplois liées aux conditions économiques dans l'EPA. Avant 1997, les retraites involontaires incluaient certaines cessations d'emploi de travailleurs saisonniers qui ne peuvent être considérées comme des retraites. Afin d'en tenir compte et de montrer la série jusqu'en 1976, nous n'avons retenu qu'un pourcentage des cessations d'emploi découlant des mises à pied de 1976 à 2013.

Graphique A.3
L'écart observé entre l'EPA et la Banque DAL chez les femmes, disparaît quand l'indicateur débute à 55 ans



Sources : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales (DAL), 1991 à 2011; Enquête sur la population active (EPA), 1991 à 2009.

Chez les hommes, l'écart entre l'EPA et la Banque DAL est très faible lorsque l'indicateur est observé à 50 ans mais augmente lorsqu'il est observé à 55 ans. Dans la Banque DAL, on recueille davantage d'emplois et de retraites que dans l'EPA[26]. Malgré certains écarts, la tendance à la hausse de l'âge anticipé de la retraite est un résultat clair, observable quelle que soit la source et la définition utilisée[27].

26. À 50 ans, l'écart du nombre d'emplois et de retraites est équivalent chez les hommes, de sorte que les taux de retraite et l'âge anticipé de la retraite sont semblables entre les deux sources. À 55 ans, la Banque DAL recueille relativement plus d'emplois que de retraites par rapport à l'EPA (ce qui abaisse le taux de retraite et augmente l'âge anticipé de la retraite).

27. Denton, Finnie et Spencer, 2011 ont comparé les tendances de l'âge de la retraite par cohorte selon l'EPA et la Banque DAL et arrivent également à des résultats comparables entre ces deux bases de données.

Références

BOSWORTH, Barry et Gary BURTLESS. 2011. *Recessions, Wealth Destruction, and the Timing of Retirement*, Center for Retirement Research at Boston College, octobre, document de travail nº 2010-22.

BURNAUX, Jean-Marc, Romain DUVAL et Florence JAUMOTTE. 2004. *Coping with Ageing : A Dynamic Approach to Quantify the Impact of Alternative Policy Options on Future Labour Supply in OECD Countries*, OECD Economics Department Working Papers, nº 371.

CARRIÈRE, Yves et Diane GALARNEAU. 2012a. « Combien d'années avant la retraite? », *Regards sur la société canadienne*, décembre, produit nº 75-006-X au catalogue de Statistique Canada.

CARRIÈRE, Yves et Diane GALARNEAU. 2012b. *L'effet des interruptions involontaires d'emploi et de la scolarité sur le moment de la retraite*, Statistiques sur le travail : documents de recherche », nº 1, décembre, produit nº 75-004-X au catalogue de Statistique Canada.

CARRIÈRE, Yves et Diane GALARNEAU. 2011. « Reporter sa retraite : une tendance récente? », *L'emploi et le revenu en perspective*, octobre, produit nº 75-001-X au catalogue de Statistique Canada.

CASTONGUAY, Claude, et Mathieu LABERGE. 2010. *La longévité, une richesse*, Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations (CIRANO), 111 p.

CHAN, Sewin, et Ann Huff STEVENS, 2002. *How Does Job Loss Affect the Timing of Retirement?*, NBER Working Paper Series, nº 8780, février.

CHAN, Sewin, et Ann Huff STEVENS. 1999. *Employment and retirement following a late career job loss*, Rutgers University, Department of Economics, document de travail nº 199933.

COILE, Courtney, et Philip LEVINE. 2011. « Recessions, retirements, and social security », *American Economic Review*, vol. 101, nº 3, mai.

COILE, Courtney, et Philip LEVINE. 2010. Recessions, Reeling Markets, and Retiree Well-Being, NBER Working Paper, nº 16006, juin.

COILE, Courtney, et Philip LEVINE. 2009. *The Market Crash and Mass Layoffs: How the Current Economic Crisis May Affect Retirement*, NBER Working Paper Series, nº 15395, octobre.

DENTON, Frank T., Ross FINNIE et Byron G. SPENCER. 2011. *The Age Pattern of Retirement : A Comparison of Cohort Measures*, QSEP Research Report, nº 446, mai.

DENTON, Frank T., et Byron G. SPENCER. 2010. *Population Aging, Older Workers, and Canada's Labour Force*, SEDAP Research Paper, nº 256, septembre.

DENTON, Frank T., et Byron G. SPENCER. 2009. *What is Retirement ? A Review and Assessment of Alternative Concepts and Measures*, SEDAP Research Paper, no 231, mars.

EKERDT, David J., et Stanley DEVINEY. 1990. « On defining persons as retired », Journal of Aging Studies, vol. 4, nº 3, automne.

FINNIE Ross, et David GRAY. 2011. *Labour-Force Participation of Older Displaced Workers in Canada : Should I Stay or Should I Go?* IRPP Study, nº 15, février.

GROUPE D'EXPERTS SUR LES TRAVAILLEURS ÂGÉS. 2008. *Soutien et engagement des travailleurs âgés dans la nouvelle économie*, Ressources humaines et développement social Canada.

GUSTMAN, Alan L., Thomas L. STEINMEIER et Nahid TABATABAI. 2011. *How Did the Recession of 2007-2009 Affect the Wealth and Retirement of the Near Retirement Age Population in the Health and Retirement Study?* NBER Working Paper Series, nº 17547, octobre.

NEIL, Christine, et Tammy SCHIRLE. 2009. « Remain, refrain or retire: options for older workers following job loss », *Retirement policy issues in Canada*, publié sous la direction de Michael G. Abbott, Charles M. Beach, Robin W. Boadway et James G. MacKinnon, McGill-Queen's University Press.

PARK, Jungwee. 2010. « Facteurs de santé et retraite anticipée chez les travailleurs âgés », L'emploi et le revenu en perspective, vol. 11, nº 6, juin, produit nº 75-001-X au catalogue de Statistique Canada.

SCHELLENBERG, Grant, et Yuri OSTROVSKY. 2008. « Planification de retraite et attentes des travailleurs plus âgés », Tendances sociales canadiennes, septembre, produit nº 11-008-X au catalogue de Statistique Canada.

UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL. Base de données sur la longévité canadienne.